

Saisonale Verteilungsmuster von Mikroarthropoden

von

R. SCHENKER und B. STREIT

Mit 1 Abbildung und 3 Tabellen

ABSTRACT

Seasonal distribution patterns of microarthropodes.—An important assumption for ecological research in the terrestrial and aquatic field is the knowledge of the spatial distribution of the organisms in the substratum.

The methods to describe distribution patterns of microarthropods are discussed by example of Collembola and Cryptostigmata (Acari) as superior groups and of five Cryptostigmata-species from two sites (forest and meadow). The most suitable methods are applied to a monthly test-series and examined in the course of the year.

It is shown that the distribution pattern of the examined groups and species are not rigid but are subject to changes throughout the year.

Regular distribution could not be found with the chosen sample-size (100 cm³). On the other hand the chosen number of samples ($n = 16$) per series is sufficient for the acquirement of mean densities ($\bar{x}$) since randomly „densly“ and „sparsely“ populated areas are encountered. The extension of aggregation is approximately in the dimension of one sample.

1. EINLEITUNG

Eine wichtige Voraussetzung für ökologische Untersuchungen im terrestrischen wie im aquatischen Bereich ist die Kenntnis der räumlichen Verteilung der Organismen im Substrat. Die Verteilung oder Dispersion bezeichnet die aktuelle Lage der Individuen einer Population in dem von ihnen bewohnten Raum. Eine optimale Probenahme und Biomasse-Berechnung ist nur möglich, wenn genauere Angaben über die Verteilungsmuster der zu untersuchenden Organismengruppe vorliegen. Deshalb sollte diese Fragestellung, wenn möglich, schon in Voruntersuchungen berücksichtigt werden.

Bisherige Arbeiten über Mikroarthropoden (speziell Cryptostigmata, Acari; AOKI 1967, CERNOVA & CUGANOVA 1967, FUJIKAWA 1975, HARTENSTEIN 1961) haben gezeigt, dass sie vielfach gehäuft, d.h. in Aggregationen auftreten. Die Grösse der untersuchten Flächen schwankt stark. Sie reicht von 0,3 m² bis zu mehreren Aren, aus denen einzelne Proben von meist um etwa 100 cm³ entnommen wurden. Leider beruhen diese Aussagen aber praktisch immer auf einmalig oder unregelmässig entnommenen Probeserien und es bleibt unklar, ob die erhaltenen Verteilungsmuster artspezifisch und starr sind, oder ob sie einer zeitlichen Veränderung unterworfen sind. Wenn andererseits jahreszeitliche Untersuchungen durchgeführt wurden (ALICATA *et al.* 1973, BLOCK 1966, BOURGEOIS 1972, REEVES 1969, USHER 1975), wurden meist nur die Abundanzschwankungen berücksichtigt. Hier soll versucht werden, verschiedene statistische Methoden zur Berechnung von Verteilungsformen darzustellen, und auf einen Jahreszyklus am Beispiel der Collembolen und Cryptostigmaten anzuwenden. Hierbei wird die aus praktischen Gründen bei der Untersuchung von Mikroarthropoden am häufigsten verwendete Probengrösse von ca. 100 cm³ getestet.

2.1. Material und Probenahme

Das ausgewertete Zahlenmaterial stammt aus einer vergleichenden Untersuchung auf dem Bruderholz in der Umgebung Basels (SCHENKER 1980).

Es handelt sich um einen Eichen-Hagebuchen-Wald mit Seegras auf einem Mischboden von Staugley-Braunerde und Parabraunerde und um eine Fettwiese auf Braunerde-Parabraunerde. Die Flurnamen sind Allme für den Wald- und Spitzenhegli für den Wiesenstandort. Alle Tiere stammen aus dem A_h-Horizont.

An beiden Standorten wurde eine Untersuchungsfläche mit einem Quadratmeter-netz von 4 m Seitenlänge überzogen. Pro Rasterquadrat wurde monatlich vom 12.4.77 bis zum 3.3.78 eine Probe von 5 cm Tiefe und einem Volumen von ca. 100 cm³ zufällig entnommen. Das ergab ein Total von 384 Proben mit über 16 000 Mikroarthropoden.

Nach der Extraktion der Tiere in einem modifizierten Berlese-Tullgren-Apparat wurden sie bis zur Ordnung, die Imagines der Cryptostigmaten bis zur Art bestimmt.

Die hier berechneten Beispiele beziehen sich auf die Collembolen sowie die Cryptostigmaten als Gruppe und die fünf an mindestens einem der Standorte dominanten Arten der Cryptostigmata.

Cryptostigmata-Arten: *Brachychthonius berlesei* (Willmann 1928), *Suctobelba subtrigona* (Oudemans 1900), *Oppia neerlandica* (Oudemans 1900), *Oppia fallax* (Paoli 1908), *Scheloribates laevigatus* (Koch 1836).

2.2. Liste der verwendeten Abkürzungen

- a* Konstante, die sich aus der graphischen Darstellung des Potenz-Indexes nach Taylor ergibt.
- b* Potenz-Index nach Taylor
- χ^2 Chi-Quadrat
- i* Teilprobenfläche
- I*_δ Morisita-Index
- k* Ballungsindex aufgrund der negativen Binomialverteilung

Dispersionsindices, z.T. im Anschluss an ELLIOTT 1977. Die Indices 1—6 basieren alle auf dem Prinzip Varianz zu Mittelwert, die Indices 7—12 bauen entweder darauf auf oder haben eine andere (z.T. nur empirische) Grundlage. * = häufig gebrauchte und/oder empfohlene Indices.

			maximale Regelmässigkeit	streng zufällig	maximale Ballung	abhängig von
1*	$\frac{s^2}{\bar{x}}$	Varianz zu Mittelwert	0	1	Σx	$\Sigma x, \bar{x}, n$
2	$\frac{s^2(n-1)}{\bar{x}}$		0	$n-1$	$\Sigma x(n-1)$	$\Sigma x, \bar{x}, n$
3	$\frac{s^2}{\bar{x}} - 1$	Index nach DAVID und MOORE (1954)	-1	0	$\Sigma x - 1$	$\Sigma x, \bar{x}, n$
4	$\sqrt{\frac{s^2}{\bar{x}}}$	LEXIS-Index	0	1	$\sqrt{\Sigma x}$	$\Sigma x, \bar{x}, n$
5	$100 \cdot \frac{\sqrt{s^2 - \bar{x}}}{\bar{x}}$	CHARLIER-Koeffizient	—	0	$100n \left(1 - \frac{1}{\bar{x}}\right)$	n
6*	$\frac{(s^2/\bar{x}) - 1}{\Sigma x - 1}$	Index nach GREEN (1966)	$-\frac{1}{\Sigma x - 1}$	0	1	—
7*	$k = \frac{\bar{x}^2}{s^2 - \bar{x}}$		$-\bar{x}$	$\pm \infty$	$\frac{1}{n} \left(1 + \frac{1}{\Sigma x - 1} (\rightarrow 0)\right)$	n
8*	$\frac{1}{k} = \frac{s^2 - \bar{x}}{\bar{x}^2}$		$-\frac{1}{\bar{x}}$	0	$n - \frac{1}{\bar{x}}$	n
9*	$b = \frac{\log s^2 - \log a}{\log \bar{x}}$	Potenz-Index nach TAYLOR (1961, 1971)	0	1	∞	—
10	$I_d = \frac{\Sigma (x^2) - \Sigma x}{n (\Sigma x)^2 - \Sigma x}$	MORISITA-Index (1971 u.a.)	$1 - \frac{n-1}{\Sigma x - 1}$ (unter 1)	1	n	n
11	$\frac{\Sigma x^2}{(\Sigma x)^2}$	Index nach COLE (1946)	$\frac{1}{n}$	$\frac{1}{n} + \frac{n-1}{n} \left(\frac{1}{\Sigma x}\right)$	1	n
12	$\frac{1}{45} \cdot \tan^{-1} \frac{s^2}{\sigma^2} - 1$	Index nach LEFKOVITCH (1966)	-1	0	1	?
13*	$\frac{m}{\bar{x}} = \frac{s^2}{\bar{x}} + \bar{x} - 1$	„mean crowding“ nach LLOYD (1967)				
14*	$\frac{m}{\bar{x}} = 1 + \frac{s^2 - \bar{x}}{\bar{x}} = 1 + \frac{1}{k}$	Ballungsindex nach LLOYD (1967)				
15*	$\rho = \frac{n \bar{m}_1 - \bar{m}_1}{\bar{x}_1 - \bar{x}_1 - 1}$	ρ -Index nach IWA0 (1972)				

detaillierte Analyse des Verteilungsmusters

$\bar{m}$	„mean crowding“
n	Probenzahl
$\nu_{1,2}$	Freiheitsgrade der F -Verteilung
ρ	Index nach Iwao
σ^2	theoretische Varianz, $\sigma^2 = \mu$
s	Standardabweichung
s^2	Varianz
x	Individuenzahl
$\bar{x}$	mittlere Individuenzahl

3. METHODENVERGLEICH UND ERGEBNISSE

3.1. Art der Verteilung

Die Individuen einer Art oder einer grösseren taxonomischen Einheit können grundsätzlich auf drei verschiedene Arten in den Probeserien erscheinen: regelmässig-zufällig-gehäuft.

Wir sind uns bewusst, dass „Zufälligkeit“ in derartigen statistischen Probeentnahmen wohl eher als „Scheinzufälligkeit“ zu werten ist und dass sich „Zufälligkeit“ und „Seltenheit“ einer Art oft gegenseitig statistisch implizieren (REISE 1979, vgl. auch PIELOU 1977).

Eine Reihe von Indices zur Berechnung des Verteilungsmusters beruht auf dem Verhältnis von Varianz zu Mittelwert, doch sind sie meist nur dann ein präziser, für Vergleiche verwendbarer Verteilungsindex, wenn x , $\bar{x}$ und n stets gleich gross sind, was bei ökologischen Probeentnahmen normalerweise nicht der Fall ist. Einzig der Index von GREEN (1966) erfordert nicht diese drei Voraussetzungen, doch sollte dieser Index nach seinen eigenen Angaben auch nicht bei unter 50 Stichproben berechnet werden, wenn die Nicht-Zufälligkeit als Index charakterisiert werden soll (ELLIOTT 1977, Tabelle 1, Formeln No. 1—6). Die Indices 7—12 der Tabelle 1 bauen auf dem Verhältnis Varianz zu Mittelwert auf oder haben eine andere Grundlage.

Der einfache Varianz/Mittelwert-Index $\left(\frac{s^2}{\bar{x}} \right)$ ist jedoch ein guter statistischer Test zur Überprüfung der Übereinstimmung einer Werteverteilung mit einer Poisson-Verteilung. Der Vertrauensbereich wird mittels des Chi-Quadrat-Tests geprüft und ergibt in unserem Fall mit $n - 1 = 15$ Freiheitsgraden einen Signifikanzbereich ($0,05 < p < 0,95$) zwischen 7,26 und 25,00. Zahlenbeispiele für die Cryptostigmata als Gruppe werden in der Tabelle 2 wiedergegeben. In der Abbildung 1 ist dieser Vertrauensbereich, sowie der zeitliche Verlauf der Messwerte, für die Gruppen der Collembola und der Cryptostigmata sowie für einige Arten an jeweils zwei Standorten (Wald und Wiese) dargestellt. Geringe Abundanzzahlen führen statistisch automatisch zur Zufallsverteilung. Hohe Individuenzahlen aber decken zeitlich variable Verteilungsmuster auf, die zwischen zufällig und gehäuft variieren. Regelmässige Verteilungen treten nie auf.

Zwischen den Abundanzwerten und den χ^2 -Werten besteht nur eine schwache positive Korrelation. Unterschiedliche χ^2 -Werte weisen also auf echte strukturelle Veränderungen der Verteilungen hin.

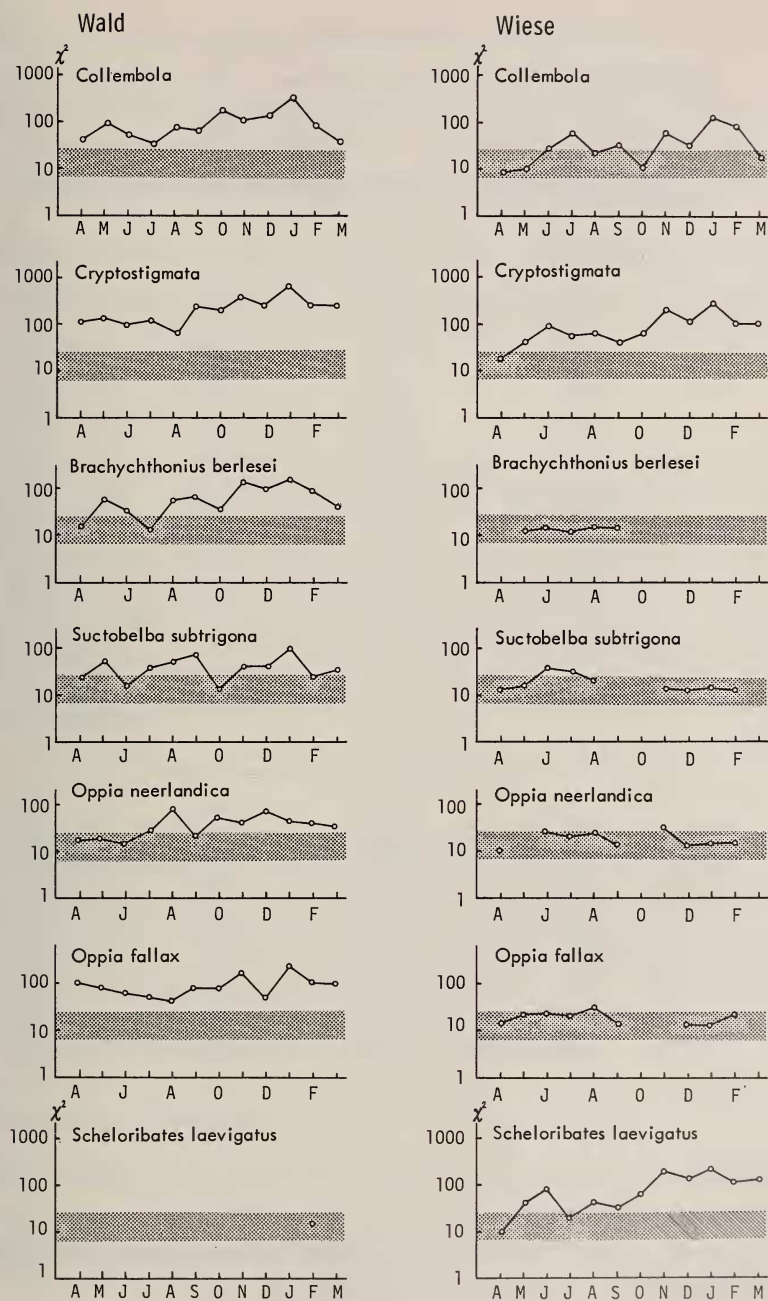


ABB. 1.

Verteilungsart im Jahresgang, aufgetragen als Abweichung von einer Poisson-Verteilung, getestet mit Chi-Quadrat. $\chi^2 < 7,26$ = regelmäßige Verteilung; $7,26 < \chi^2 < 25,00$ = gehäufte Verteilung; $\chi^2 > 25,00$ = zufällige Verteilung.

TABELLE 2.

χ^2 -Werte für die Cryptostigmata im Jahreslauf gemäss der Formel

$$\chi^2 = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{\bar{x}} = \frac{s^2 - (n-1)}{\bar{x}}. \quad n = 16.$$

Die χ^2 -Werte liegen meist ausserhalb des Bereichs, der mit 95% Sicherheit auf eine Poisson-Verteilung schliessen liesse ($\chi^2 = 7,26-25,00$).

a) Wald

Monat	Σx	$\bar{x}$	s	χ^2
APR	434	27,125	13,98	108,08
MAI	822	51,375	24,04	168,75
JUN	457	28,563	13,71	98,66
JUL	318	19,875	12,52	118,33
AUG	307	19,188	9,06	64,13
SEP	487	30,438	21,46	227,02
OKT	504	31,500	19,78	186,22
NOV	733	45,810	32,99	356,26
DEZ	430	26,875	21,94	268,64
JAN	655	40,938	42,99	677,49
FEB	473	29,563	21,12	226,37
MRZ	352	22,000	18,40	230,82

b) Wiese

Monat	Σx	$\bar{x}$	s	χ^2
APR	37	2,313	1,66	17,92
MAI	102	6,375	4,11	39,80
JUN	442	27,625	12,82	89,26
JUL	200	12,500	6,52	51,04
AUG	209	13,063	7,26	60,55
SEP	125	7,813	4,59	40,50
OKT	90	5,625	4,99	66,44
NOV	124	7,750	10,21	201,94
DEZ	155	9,688	8,04	100,07
JAN	172	10,750	13,10	239,53
FEB	89	5,563	6,40	110,37
MRZ	118	7,375	7,37	110,34

3.2. Ballungsindices

3.2.1. Ballungsindex nach LLOYD

Die detaillierte Analyse der vorliegenden Aggregationen verlangt die Anwendung spezieller Ballungsindices. Nach LLOYD (1967) ist das „mean crowding“

$$\left(\bar{m} = \frac{s^2}{\bar{x}} + \bar{x} - 1 \right)$$

die mittlere Anzahl weiterer Individuen pro Individuum im gleichen Quadrat (Tab. 3). Es entspricht formal dem Index nach DAVID & MOOR (1954; Tab. 1, No. 3)

vermehrt um $\bar{x}$. Als eigentlicher Ballungsindex wird von LLOYD das Verhältnis $\frac{\bar{m}}{\bar{x}}$ verwendet, das bei Werten über 1 auf eine Aggregation hinweist. Der Wert ist allerdings von der Grösse der Teilfläche abhängig, wie dies für alle Verteilungsindices gilt. Nur wenn die Grösse der Teilfläche ungefähr mit der Ausdehnung der Aggregation zusammenfällt, wird diese deutlich angezeigt. Bei grossen Teilflächen nähert sich $\frac{\bar{m}}{\bar{x}}$ dem Wert 1, zeigt also eine Zufallsverteilung an. Je höher $\frac{\bar{m}}{\bar{x}}$, desto ausgeprägter ist die Aggregation. Die Ausprägung dieser Aggregation ändert sich im Jahresgang bei den einzelnen Arten recht stark. Die Aggregationsgrösse ist also keine konstante artspezifische Grösse (Tab. 3).

3.2.2. ρ -Index nach IWAQ

Neben dem Grad der Aggregationsausprägung, der mit dem Ballungsindex nach LLOYD beschrieben werden kann, ist die zweite wichtige Kenngrösse der Ballung die räumliche Ausdehnung. Der ρ -Index nach IWAQ (1972) erlaubt Aussagen über die mittlere Ausdehnung der Aggregation, die Verteilung der Aggregation über die Gesamtfläche und die Verteilung der Individuen innerhalb der Aggregationen (dies aber nur, wenn die kleinste Teilprobengrösse kleiner ist als die Ausdehnung einer Aggregation). Der ρ -Index ist im Prinzip eine auf wechselnde Flächengrösse bezogene Autokorrelation der Ballungsindices nach LLOYD zwischen benachbarten Feldern. Praktisch werden die Teilflächengrössen zu zunehmend grösseren Flächeneinheiten zusammengefasst und folgende ρ_i berechnet:

$$\rho_i = \frac{\bar{m}_i - \bar{m}_{i-1}}{\bar{x}_i - \bar{x}_{i-1}}$$

Dabei steht $i = 1$ für die kleinste Teilprobenfläche, $i = 2$ für die zweitkleinste usw. ρ_1 entspricht dabei dem Ballungsindex nach LLOYD. Die Veränderung von ρ bei veränderter Quadratgrösse zeigt die Ausdehnung der Aggregation an. Im vorliegenden Fall mit 16 Teilproben lassen sich nur ρ_1 (bestehend aus 4 Teilflächen) und ρ_2 (bestehend aus 4 Feldern von je 4 Teilflächen) berechnen (Tab. 3). Trotzdem lässt sich schon feststellen, ob die Aggregation grösser oder kleiner als $i = 1$ oder $i = 2$ ist, da die Aggregationsgrösse bei der Fläche erkennbar wird, nach der bei zunehmender Vergrösserung der Wert von ρ durch Ansteigen oder Abfallen gegen 1 strebt.

3.3. Signifikanz der Ballungsindices

Die Signifikanz von ρ (und damit auch von $\frac{\bar{m}}{\bar{x}}$ und dem numerisch gleichen MORISITA-Index) lässt sich als Irrtumswahrscheinlichkeit, mit der ρ von 1 abweicht, nach folgender Formel berechnen (POOLE 1974):

$$F = \frac{\rho(\sum x - 1) + n - \sum x}{n - 1}$$

Der F -Wert wird mit einer Tafel der F -Verteilung verglichen (bei $v_1 = \infty$ und $v_2 = n - 1$).

TABELLE 3.

Werte von $\hat{m}$, $\rho_1 = \frac{\hat{m}}{\bar{x}}$ und ρ_2 im Jahresgang, berechnet für die Collemolen, Cryptostigmata und fünf Cryptostigmata-Arten zweier Standorte.

Signifikanz für $\rho_1 = \frac{\hat{m}}{\bar{x}}$ (* = 90%, ** = 95%, *** = 99%).

		A	M	J	J	A	S	O	N	D	J	F	M		
Collembola	x=2419	Wald	$\hat{m}$ $\rho_1 = \frac{\hat{m}}{\bar{x}}$	10,65 1,15** 0,95	26,98 1,24*** 0,96	8,56 1,33*** 1,04	6,80 1,16* 1,00	11,22 1,55*** 0,95	12,24 1,32*** 0,97	30,09 1,80*** 0,82	21,54 1,40*** 0,87	21,63 1,57*** 0,93	43,00 1,75*** 1,25	19,63 1,39*** 1,01	8,04 1,20*** 1,07
	x= 940	Wiese	$\hat{m}$ $\rho_2 = \frac{\hat{m}}{\bar{x}}$	1,32 0,76 0,95	5,12 0,96 1,06	7,79 1,12* 0,99	9,34 1,48*** 1,07	8,00 1,08 0,94	5,29 1,34** 0,94	3,30 0,98 0,94	8,51 1,92*** 1,30	6,95 1,22** 0,96	14,60 2,14*** 1,15	8,44 2,37*** 0,91	2,52 1,22 0,98
Cryptostigmata	x=5972	Wald	$\hat{m}$ $\rho_1 = \frac{\hat{m}}{\bar{x}}$	33,33 1,23*** 0,96	61,63 1,20*** 0,97	34,14 1,20*** 0,98	26,76 1,35*** 0,92	22,46 1,17*** 0,98	44,57 1,46*** 0,87	42,92 1,36*** 0,97	68,56 1,50*** 1,02	43,78 1,63*** 0,90	85,08 2,08*** 0,79	43,65 1,48*** 0,96	36,38 1,65** 1,30
	x=2163	Wiese	$\hat{m}$ $\rho_2 = \frac{\hat{m}}{\bar{x}}$	2,51 1,08 0,94	8,03 1,26** 0,94	32,58 1,18*** 1,06	14,90 1,19*** 1,11	16,10 1,23*** 0,99	9,51 1,22** 0,91	9,06 1,61*** 0,87	20,21 2,61*** 0,82	15,36 1,59*** 1,06	25,72 2,39*** 0,52	11,92 2,14*** 1,07	13,73 1,86** 1,09
Brachychthonius berlesei	x= 365	Wald	$\hat{m}$ $\rho_1 = \frac{\hat{m}}{\bar{x}}$	1,53 1,11 1,50	6,39 1,68*** 2,60	1,95 3,11** 0,97	0,39 1,04 1,09	3,30 10,55*** 0,19	4,64 4,37*** 1,40	2,13 1,89* 1,31	12,33 2,99*** 0,68	7,71 3,25*** 1,63	14,03 2,92*** 0,53	7,49 2,92*** 0,78	2,18 5,80** 0,29
	x= 10	Wiese	$\hat{m}$ $\rho_2 = \frac{\hat{m}}{\bar{x}}$	- - -	0,06 0,47 0,28	0,06 1,00 1,00	0,05 0,20 0,83	0,06 1,00 3,84	- - -	- - -	- - -	- - -	- - -	- - -	- - -
Suctobelba subtrigona	x= 630	Wald	$\hat{m}$ $\rho_1 = \frac{\hat{m}}{\bar{x}}$	4,72 1,16 0,97	10,62 1,29*** 1,15	5,43 1,03 1,01	5,53 1,40** 0,94	4,98 1,73*** 1,11	9,27 1,70*** 0,74	0,06 0,47 0,29	4,11 1,56** 1,20	2,35 3,42** 0,81	10,20 2,63*** 0,92	2,10 1,34 0,91	2,57 2,57* 2,27
	x= 42	Wiese	$\hat{m}$ $\rho_2 = \frac{\hat{m}}{\bar{x}}$	0,06 0,47 0,28	0,06 1,00 1,00	2,60 2,31** 0,46	1,26 2,87 0,01	0,72 2,01 0,79	- - -	- - -	0,06 0,47 0,28	0,05 0,29 1,64	0,06 1,00 1,00	0,06 0,47 0,28	- - -

Opbia neerlandica	x= 616	Wald	$\frac{\bar{m}}{\rho_1} = \frac{\frac{\sum x}{n}}{\rho_1}$	3,51 1,06 0,91	5,66 1,08 0,93	3,36 0,99 0,94	2,59 1,43* 0,92	6,59 2,45*** 0,38	1,92 1,28 1,18	6,63 1,74*** 1,06	5,74 1,35** 0,93	10,07 1,79*** 0,97	5,33 1,58*** 0,92	5,80 1,45*** 1,20	4,00 1,46* 1,13
	x= 53	Wiese	$\frac{\bar{m}}{\rho_2} = \frac{\frac{\sum x}{n}}{\rho_2}$	0,05 0,20 0,07	- 1,52* 0,97	2,56 2,33 0,12	0,58 2,96 0,05	1,11 2,06 1,00	0,06 1,00 1,00	- 3,90* 0,04	1,46 0,29 0,05	0,05 0,29 0,05	0,06 1,00 1,00	0,06 1,00 1,00	- - -
Opbia fallax	x=1699	Wald	$\frac{\bar{m}}{\rho_1} = \frac{\frac{\sum x}{n}}{\rho_1}$	13,98 1,64*** 1,16	20,63 1,30*** 0,99	13,19 1,34*** 1,06	8,65 1,41*** 0,91	7,15 1,29** 1,02	15,68 1,42*** 0,90	13,37 1,52*** 1,33	23,81 1,72*** 1,05	6,70 1,55*** 0,88	26,21 2,76*** 0,86	14,12 1,84*** 1,01	10,74 2,12** 1,39
	x= 62	Wiese	$\frac{\bar{m}}{\rho_2} = \frac{\frac{\sum x}{n}}{\rho_2}$	0,06 0,47 0,28	0,77 4,08 0,36	2,32 1,38 1,27	1,18 1,72 0,79	1,69 3,00** 0,02	0,06 0,47 0,28	- - -	- - -	0,06 0,47 0,28	0,05 0,29 0,05	0,77 4,08 0,77	- - -
Scheloribates laevigatus	x= 1	Wald	$\frac{\bar{m}}{\rho_1} = \frac{\frac{\sum x}{n}}{\rho_1}$	- - -	- - -	- - -	- - -	- - -	- - -	- - -	- - -	- - -	0,06 1,00 1,00	- - -	- - -
	x= 902	Wiese	$\frac{\bar{m}}{\rho_2} = \frac{\frac{\sum x}{n}}{\rho_2}$	0,94 0,75 0,96	5,84 1,41** 1,02	18,65 1,26** 1,19	4,12 1,12 1,06	4,37 1,52** 0,90	4,38 1,27* 0,84	5,83 2,22*** 1,19	15,71 3,71*** 0,49	11,68 2,46*** 1,01	18,98 3,07*** 0,45	8,47 3,15*** 0,98	11,72 2,29** 1,01

Werte von $\bar{m}$, $\rho_1 = \frac{\bar{m}}{\bar{x}}$ und ρ_2 im Jahresgang, berechnet für die Collembolen, Cryptostigmaten und fünf Cryptostigmata-Arten zweier Standorte.

Signifikanz für $\rho_1 = \frac{\bar{m}}{\bar{x}}$ (* = 90%, ** = 95%, *** = 99%).

3.4. Beispiel für die Aussagekraft der Ballungsindices

Am Beispiel von *Brachychthonius berlesei* sollen exemplarisch die Aussagemöglichkeiten gezeigt werden, die mit den berechneten Dispersionsindices möglich sind.

Diese in Europa überall nachgewiesene Cryptostigmata-Art von ca. 180 μm Länge fand sich regelmässig am Waldstandort, aber nur zeitweise und vereinzelt am Wiesenstandort. Rechnerisch liegt daher in der Wiese stets eine Zufallsverteilung vor, die ausnahmslos im Vertrauensbereich für die Poisson-Verteilung liegt (Abb. 1). Am Waldstandort bleibt die Verteilung nicht während des ganzen Jahres gleich, sondern ändert sich von zufällig (April und Juli) zu gehäuft (übrige Monate; Abb. 1). Die Individuendichte der Aggregation ($\bar{m}$) schwankt beträchtlich und ist besonders im November bis Februar recht gross, wenn auf jedes Individuum 7,49 bis 14,03 weitere Individuen pro Probestfläche entfallen (Tab. 2). Ebenso schwankt die Aggregationsausdehnung, die hier im August/September und von November bis März am grössten ist (Tab. 3, Vergleich von ρ_1 und ρ_2 und deren Streben nach 1).

Verteilungsmuster von bodenbewohnenden Mikroarthropoden dürfen also nicht als starr betrachtet werden, sondern als ein fluktuierendes Merkmal der Populationen. Die Ursachen für diese Fluktuationen liegen vermutlich in wechselnden Bodenberhältnissen und endogenen Generationszyklen.

4. ZUSAMMENFASSUNG UND SCHLUSSFOLGERUNGEN

Am Beispiel von Collembolen und Cryptostigmaten als Gesamtgruppen und von fünf Cryptostigmata-Arten zweier Standorte (Wald und Wiese) werden die Methoden zur Beschreibung von Verteilungsmustern für Mikroarthropoden diskutiert und auf eine monatlich durchgeführte Probenreihe angewandt. In einem Jahresgang werden folgende Methoden geprüft und gerechnet:

- Art der Verteilung als Abweichung von einer Poisson-Verteilung, ermittelt durch den Chi-Quadrat-Test. Eine zeitliche Darstellung ermöglicht einen Überblick über die Veränderungen der Dispersionsart im Jahresgang bei Überschreiten der 5%-Signifikanzschranke (Abb. 1).
- Die Ballungsindices nach LLOYD und IWAO werden über ein Jahr verrechnet und Veränderungen gezeigt (Tab. 3).
- Die Ballungsindices werden auf ihre Signifikanz getestet.
- Die Aggregationsgrössen und ihre Veränderungen können in ihrer Tendenz gezeigt werden.

Eine „regelmässige“ Verteilung konnte nirgends gefunden werden. Die Aussagen für Mikroarthropoden bei der vorliegenden Probengrösse (100 cm^3) sind generell auf einige Arten beschränkt. Von den übrigen Arten kann eine Aggregation als Folge der Seltenheit nicht erreicht werden. Für eine genauere Analyse des Aggregationsmusters müssen noch wesentlich mehr Proben ($n > 100$) entnommen werden. Für die Gewinnung mittlerer Dichten ($\bar{x}$) ist andererseits die gewählte Probenzahl ($n = 16$) pro Serie ausreichend, da zufällig „dicht“ und „dünn“ besiedelte Areale getroffen werden, indem die Aggregationsausdehnung ungefähr in der Grössenordnung der Einzelprobe liegt.

5. RÉSUMÉ

Dans une étude écologique la connaissance de la distribution spatiale des organismes dans le substrat est importante. Les méthodes utilisées pour décrire la distribution des microarthropodes sont discutées en prenant pour exemple des collemboles et des cryptostigmates comme groupes supérieurs et cinq espèces de cryptostigmates de deux stations (forêt et pré). Ces méthodes ont été appliquées à une série mensuelle d'échantillons et testées durant toute une année.

Il est montré que le mode de distribution des groupes et des espèces n'est pas fixe mais change durant l'année. Nous n'avons pas pu trouver de distribution du type régulier avec le volume d'échantillon choisi (100 cm³). D'autre part le nombre d'échantillons choisi par série ($n = 16$) est suffisant pour le calcul de moyennes de densités ($\bar{x}$) parce qu'on rencontre des surfaces à populations „denses“ et „faibles“. L'extension des aggregations correspond approximativement à la dimension d'un échantillon.

LITERATUR

- ALICATA, P., R. ARCICIACONO, D. CARUSO et I. MARCELIANO 1973. Distribution et fluctuation saisonnières des populations de quelques espèces d'Oribates (Acariens) du sol d'un bois de chênes verts de l'Etna. *Revue Ecol. Biol. Sol.* 10 (4): 535-557.
- AOKI, J. I. 1967. Microhabitats of Oribatid mites on a forest floor. *Bull. natn. Sci. Mus., Tokyo* 10 (2): 133-138.
- BLOCK, W. 1966. Seasonal fluctuation and distribution of mite populations in moorland soil. *J. Anim. Ecol.* 35: 487-503.
- BOURGEOIS, F. 1972. Ökologische und biologische Untersuchungen an bodenbewohnenden Milben und Apterygoten. *Diss. Univ. Basel*: 62 pp.
- CERNOVA, N. M. und M. N. CUGANOVA. 1967. Analyse der räumlichen Verteilung von bodenbewohnenden Mikroarthropoden innerhalb einer Pflanzenassoziation. *Pedobiologia* 7: 67-87.
- COLE, L. C. 1946. A theory for analyzing contagiously distributed populations. *Ecology* 27: 329-341.
- DAVID, F. N. and P. G. MOORE. 1954. Notes on contagious distributions in plant populations. *Ann. Bot.* 18: 47-53.
- ELLIOTT, J. M. 1977. Some methods for the statistical analysis of samples of benthic invertebrates. *Scient. Publ. Freshwat. biol. Ass.* 25 (Second Edition): 160 pp.
- FUJIKAWA, T. 1975. Spatial distribution of Oribatid mites in small areas. II. The distribution pattern of some oribatid species. *Appl. Ent. Zool.* 10 (4): 254-262.
- GREEN, R. H. 1966. Measurement of non-randomness in spatial distributions. *Res. Popul. Ecol. Kyoto Univ.* 1 (8): 1-7.
- HARTENSTEIN, R. 1961. On the distribution of forest soil microarthropods and their fit to „contagious“ distribution functions. *Ecology* 42: 190-194.
- IWAO, S. 1968. A new regression method for analyzing the aggregation pattern of animal populations. *Res. Popul. Ecol. Kyoto Univ.* 10: 1-20.
- 1972. Application of the $\bar{m}$ -method to the analysis of spatial patterns by changing the quadrat size. *Res. Popul. Ecol. Kyoto Univ.* 14: 97-128.
- LEFKOVITCH, L. P. 1966. An index of spatial distribution. *Res. Popul. Ecol. Kyoto Univ.* 8: 89-92.
- LLOYD, M. 1967. Mean crowding. *J. Anim. Ecol.* 36: 1-30.

- MORISITA, M. 1962. $I\delta$ -Index, a measure of dispersion of individuals. *Res. Popul. Ecol. Kyoto Univ.* 4: 1-7.
- 1971. Composition of the $I\delta$ -Index. *Res. Popul. Ecol. Kyoto Univ.* 13: 1-27.
- PIELOU, E. C. 1977. Mathematical ecology. *Wiley-Interscience, New York. (Second Edition)* 385 pp.
- POOLE, R. W. 1974. An introduction to quantitative ecology. *McGraw-Hill*, 532 pp.
- REEVES, R. M. 1969. Seasonal distribution of some forest soil Oribatei. In: EVANS (Ed.): *Proc. 2nd Int. Congr. Acarology. Akademiai Kiado, Budapest*: 23-30.
- REISE, K. 1979. Spatial configurations generated by motile benthic polychaetes. *Helgoländer wiss. Meeresunters.* 32: 55-72.
- SCHENKER, R. 1980. Faunistisch-ökologische Untersuchung der Bodenfauna zweier Standorte des Bruderholzes mit besonderer Berücksichtigung der Cryptostigmata (Acari). *TätBer. naturf. Ges. Basel-Land.* (im Druck).
- TAYLOR, L. R. 1961. Aggregation, variance and the mean. *Nature, Lond.* 189: 732-735.
- 1971. Aggregation as a species characteristic. In: *Statistical Ecology Vol. 1* (Ed. G. P. PATIL et al.), 357-372 pp. *Pennsylvania State Univ. Press.*
- USHER, M. B. 1975. Seasonal and vertical distribution of a population of soil arthropods: Cryptostigmata. *Pedobiologia* 15: 364-374.

Adresse der Verfasser :

Zoologisches Institut der Universität Basel
Rheinsprung 9
CH-4051 Basel
Suisse
